

La velocidad del ajuste de los precios industriales en España

Ángel García González

Departamento de Teoría Económica

Universidad de Oviedo

Oviedo

En este artículo se estudia la relación entre la velocidad del ajuste de los precios y la estructura industrial¹. El objetivo fundamental es analizar que variables son más significativas a la hora de explicar la posible rigidez de los precios industriales y, en consecuencia, identificar las causas de resistencia a la baja de tales precios cuando se adoptan políticas económicas restrictivas. El trabajo parte del llevado a cabo en Domberger (1979, 1983), aunque ni la metodología econométrica ni las variables empleadas son las mismas.

La organización del artículo es la siguiente. En primer lugar se desarrolla el marco teórico en el que se desenvuelve la investigación. En segundo lugar, se explican los pormenores de las estimaciones econométricas, realizadas en dos etapas: en la primera se estima la velocidad del ajuste de los precios en cada industria por medio de ecuaciones de series temporales y en la segunda la relación entre la velocidad y la estructura industrial, mediante una ecuación de corte transversal.

1. Este trabajo forma parte de un estudio más amplio acerca del comportamiento de los precios en la industria española durante el periodo de crisis 1978-84, que constituye mi tesis doctoral. La tesis fue dirigida por los profesores José Antonio García-Durán y Joaquín Lorences, a quienes quiero agradecer su inestimable ayuda en la realización del trabajo. Esto no hubiera sido tampoco posible sin la colaboración del Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública, que me proporcionó algunos datos fundamentales y tablas de correspondencia entre ellos. La Fundación Banco Herrero, por otra parte, financió el desarrollo de la investigación.

EL MARCO TEÓRICO

El contexto en el que se desarrolla el análisis corresponde al modelo de Cowling y Waterson (1976). En dicho modelo, el número de empresas de la industria es fijo, los inputs se adquieren a unos precios dados y los compradores del bien homogéneo que produce la industria son, también, precio aceptantes. En estas condiciones, cada empresa tiene una función de beneficios dada por la expresión²:

$$\pi_i = P(Q) \cdot q_i - c_i(q_i) \quad (1)$$

donde $P = f(Q)$ es la inversa de la demanda de la industria, c_i son sus costes y $Q = \sum q_i$.

Suponiendo que las empresas se comportan al modo de Cournot (y que, por tanto, la variación conjetural se anula), a partir de la condición de primer orden de la maximización de beneficios, se demuestra que el margen precio-coste marginal de cada empresa responde a la siguiente expresión:

$$\frac{p - c'_i}{P} = \frac{s_i}{\varepsilon} \quad (2)$$

donde $s_i = q_i/Q$ es la cuota de mercado de la empresa i -ésima, c'_i sus costes marginales y ε la elasticidad de la demanda de la industria.

Puesto que no es posible, en la mayoría de los casos, observar las magnitudes de las empresas, sino las de la industria, necesitamos agregar convenientemente la expresión (2). Suponiendo que los costes marginales son constantes (e iguales, por tanto, a los costes variables medios) en el tramo relevante de producción, si multiplicamos a ambos lados de la ecuación por q_i y dividimos por Q , obtenemos:

$$\frac{P \cdot q_i - q_i \cdot c'_i}{PQ} = \frac{q_i^2}{Q^2} \cdot \frac{1}{\varepsilon}$$

2. En lo que sigue utilizaremos letras mayúsculas para las variables de la industria y minúsculas para las de cada una de las empresas. Del mismo modo, si no se especifica lo contrario, el subíndice "i" se refiere a empresas y el subíndice "j" a industrias.

donde $P_{j,t}^*$, $C_{j,t}$ y $D_{j,t}$ son el precio de equilibrio, los costes y la demanda de la industria "j" en el periodo "t". Ahora bien, puede suponerse que, con independencia de cuál sea la causa que motive el cambio en el precio de equilibrio, éste no se modifica instantáneamente en su totalidad, sino que lo hace de manera gradual. Por ello, el precio observado en un momento dado ($P_{j,t}$) puede ser distinto del de equilibrio. Este comportamiento puede formalizarse mediante un modelo de ajuste parcial, de la manera siguiente:

$$(P_{j,t} - P_{j,t-1}) = \mu_j (P_{j,t}^* - P_{j,t-1}); \quad 0 < \mu_j < 1 \quad (6)$$

donde μ_j es el coeficiente de ajuste parcial. Cuanto menor es este coeficiente más lento es el ajuste, pues menor es la parte de la brecha entre $P_{j,t}^*$ y $P_{j,t-1}$ que se cubre en cada período. Por contra, si $\mu_j = 1$ todo el ajuste se lleva a cabo dentro del período en el que se produce la perturbación.

Sustituyendo (5) en (6) y reordenando términos, obtenemos finalmente:

$$P_{j,t} = \alpha_j + \beta_j C_{j,t} + \gamma_j D_{j,t} + (1 - \mu_j) P_{j,t-1} + v_t \quad (7)$$

donde $\alpha_j = a_j \mu_j$, $\beta_j = b_j \mu_j$, $\gamma_j = g_j \mu_j$ y $v_t = \mu_j u_t$. Esta ecuación puede estimarse para obtener el valor de μ_j que medirá la velocidad del ajuste en cada industria.

Una vez estimada la ecuación (7) para todos los sectores, el valor de μ_j es explicado por variables de estructura de mercado. La mayor o menor rapidez con que se realice el ajuste dependerá de los costes de llevarlo a cabo. Existe una amplia corriente en la literatura, basada en la hipótesis de los llamados "precios administrados"⁵ que considera la rapidez del ajuste inversamente relacionada con el nivel de concentración industrial. Problemas de interdependencia entre las empresas pueden justificar esta relación. Por ejemplo, si no existe un conocimiento perfecto acerca de los que van a hacer las rivales cuando una

5. La hipótesis de los precios administrados tiene su origen en los años treinta, con los trabajos de Gardiner Means acerca de la rigidez a la baja mostrada por algunos precios de la industria americana durante la Gran Depresión, aunque desde entonces ha sufrido importantes modificaciones. Un resumen de los avatares por los que ha atravesado esta hipótesis puede verse en Domberger (1983, cap. 2).

empresa toma la decisión de incrementar el precio, el ajuste puede retrasarse.

Sin embargo, no está claro por qué tales problemas de interdependencia se dan en mayor medida cuanto más concentrado está el sector. Una mayor concentración podría favorecer la colusión (explícita o implícita) entre las empresas y aumentar la velocidad del ajuste.

Además, puesto que de acuerdo con (4) existe una relación positiva entre concentración y margen precio-coste, los sectores más concentrados pueden disponer de mayores beneficios, lo que les facilitaría una protección adicional contra los riesgos que conlleva la modificación unilateral del precio⁶.

En conclusión, si la idea de los precios administrados es correcta, la velocidad del ajuste de precios debe de ser menor en las industrias más concentradas. Sin embargo, en la literatura existen también razones teóricas que justifican lo contrario, por lo que el efecto de la concentración sobre la velocidad puede considerarse como una cuestión que permanece sin resolver desde el punto de vista teórico.

Por otra parte, la concentración industrial no es la única variable que puede influir en dicha velocidad. Es razonable pensar que las empresas obligadas a realizar fuertes inversiones para incrementar su output tengan un incentivo para incrementar sus precios, ya que de esta forma disminuye el coste real de la inversión. Por tanto, es de esperar una relación positiva entre velocidad del ajuste e intensidad de capital.

De otro lado, en la medida en que las empresas mantengan inventarios de materias primas e inputs intermedios valorados a costes históricos, pueden producirse brechas temporales entre los cambios en los costes y su repercusión sobre los precios. Mientras no finaliza la rotación completa de dichos inventarios en la empresa, los precios de su output pueden permanecer invariables, aunque los costes de la industria estén cambiando.

Al argumento anterior se le puede oponer el que, de acuerdo con criterios de racionalidad, los empresarios deben valorar sus inventarios al coste de reposición. Sin embargo, como se indica en Domberger (1983, pp. 53-54), el criterio de valoración FIFO, es ampliamente utilizado en la práctica⁷.

Además, a la hora de realizar la liquidación del Impuesto de Sociedades, Hacienda no admite más criterios de valoración que el coste histórico o, a lo sumo, el coste promedio. Esto desincentiva a las empresas a repercutir sobre el

6. Esto es, justamente lo que se afirma en Holthausen (1979).

7. En Godley y Nordhaus (1972) se justifica también la existencia de retrasos en la transmisión de costes a precios debido a las prácticas de valoración FIFO.

precio del output, un incremento en el precio del input, siempre que éste todavía no se haya adquirido y, por tanto, en el proceso productivo se utilicen los stocks comprados con anterioridad. Si lo hiciera, se incrementarían sus beneficios fiscales y la tributación por el Impuesto de Sociedades. Por ello, pueden observarse retardos en la transmisión de incrementos de costes a incrementos de precios, retardos que estarán directamente relacionados con el período de rotación de stocks de materias primas e inputs intermedios.

Un argumento similar puede aplicarse a los inventarios de productos terminados, mantenidos generalmente por las empresas. En la medida en que los cambios en la demanda sean satisfechos modificando el nivel de existencias (valoradas a costes de producción históricos o promedios), la repercusión sobre el precio del output será menor.

Todo el razonamiento anterior pone de manifiesto la complejidad que tiene estudiar la velocidad del ajuste. Relacionarlo sólo con el nivel de concentración industrial, supone, seguramente, omitir variables explicativas importantes para la comprensión del problema. De acuerdo con las que hemos analizado en esta sección, se propone la siguiente relación:

$$\mu_j = \mu (CONC_j, INTK_j, PM_j, VE_j) \quad (8)$$

$$\mu_1 > 0 \text{ ó } \mu_1 < 0; \mu_2 > 0; \mu_3 < 0; \mu_4 < 0$$

donde:

- μ_j = coeficiente de ajuste parcial de (7).
- $CONC_j$ = nivel de concentración de la industria.
- $INTK_j$ = intensidad de capital.
- PM_j = periodo de rotación de stocks de materiales.
- VE_j = variación de existencias de productos terminados.

Las ecuaciones (7) y (8) se estimaron para cuarenta sectores de la Encuesta Industrial, que fueron los únicos que permitían simultáneamente dicha estimación. Antes de presentar los resultados, se realiza un breve comentario acerca de los datos empleados en las ecuaciones de series temporales, en primer lugar, y en la de corte transversal, en segundo lugar.

LOS DATOS

Los datos de precios corresponden a los índices de precios industriales publicados por el Instituto Nacional de Estadística. Aunque tienen carácter mensual, en el trabajo se utilizaron datos trimestrales obtenidos como medias de los primeros. Los datos de costes se calcularon a partir de la evolución de los precios de los tres principales proveedores de cada industria de acuerdo con las Tablas Input-Output de la economía española del año 1980⁸. Para evitar problemas de multicolinealidad, se trabajó siempre con las tasas de crecimiento de las variables.

Los datos de demanda están representados por las tasas de crecimiento de los ingresos totales de cada sector. La utilización de los ingresos como "proxy" de la demanda resulta razonable, ya que lo que una empresa percibe cuando cambia su demanda es un cambio en el ingreso total⁹. Para obtener las tasas de crecimiento de dichos ingresos totales, se sumaron las tasas de crecimiento de los precios y del output desestacionalizado de cada industria. Estas últimas se obtuvieron a partir de los índices de producción industrial publicados por el INE, con un nivel de agregación similar al de los índices de precios industriales.

En las ecuaciones de corte transversal, el coeficiente de concentración utilizado fue el porcentaje de las ventas totales de cada industria llevado a cabo por los diez mayores establecimientos de la misma, es decir, lo que normalmente se conoce con el nombre de CR10 ventas. En concreto se utilizó el valor promedio de este coeficiente durante el periodo 1978-84. Para medir el grado de intensidad de capital se utilizaron los datos de incremento de la inversión en capital fijo por unidad de incremento en las ventas (en adelante ICOR) publicados por el Ministerio de Industria y Energía. Los datos corresponden al año 1977, único para el que se han podido obtener.

La variación de existencias se ha obtenido a partir de la Encuesta Industrial, como el cociente entre variación de existencias y producción de bienes y

8. Esta fue la norma general, no obstante existen algunas excepciones. En primer lugar, cuando la proporción de inputs importados por la industria era superior al 20%, se utilizaron también los índices de valores unitarios del comercio exterior publicados por la Dirección General de Previsión y Coyuntura del Ministerio de Economía y Hacienda. En segundo lugar, y puesto que no se disponía de índices de precios de los servicios con un nivel de desagregación suficiente, cuando alguno de los tres principales proveedores pertenecía a este sector, se tomó el siguiente por orden de importancia. Sin embargo, el peso de este último no resultó ser mucho menor en la muestra empleada.

9. Así se interpreta, por ejemplo, en Gordon (1981).

servicios para la venta de cada sector. Su valor es, también, el promedio del período 1978-84. Finalmente, para obtener el período de maduración de materias primas e inputs intermedios se han utilizado los datos publicados por la Central de Balances del Banco de España correspondientes al año 1984. Las cifras corresponden a las agrupaciones denominadas en la Central de Balances como "grandes sectores", cuyo nivel de agregación es muy superior al de la Encuesta Industrial, por lo que finalmente se construyó una variable "dummy" que toma el valor 1 para los grandes sectores con período de producción sustancialmente superior al promedio, y 0 para los demás¹⁰.

ESTIMACIONES Y RESULTADOS

En este apartado se presentan, en primer lugar, las estimaciones de la velocidad del ajuste de precios de cada industria, de acuerdo con las ecuaciones (7) y, en segundo lugar, la relación entre dicha velocidad (medida por el parámetro μ) y las variables de estructura de mercado según la expresión (8).

Al tratarse de series temporales, en las estimaciones de la velocidad del ajuste se presentó con frecuencia el problema de autocorrelación en los residuos. Para resolver esta dificultad, en lugar de estimar la ecuación tal como figura en (7), se estimó la siguiente relación:

$$P_{j,t} = \alpha_j + \beta_j C_{j,t} + \gamma_j D_{j,t} + (1-\mu_j) \cdot P_{j,t-1} + r_t + s_t \quad (9)$$

donde r_t es un proceso ARMA $(p,q) \times (P,Q)$ que recoge la estructura de la perturbación de las regresiones y s_t es un ruido blanco¹¹.

10. En concreto, el período de maduración era muy superior en el caso de los grandes sectores "extracción de minerales", "siderometalurgia" y "materiales de construcción y vidrio". El resto de los grandes sectores de nuestra muestra final, para los que la "dummy" toma el valor 0 son "productos químicos", "industrias transformadoras de metales", "industrias alimentarias" e "industrias manufactureras no alimentarias". En Domberger (1979) se utiliza también una "dummy" para recoger el efecto del período de producción.

11. En la estimación se ha utilizado el "software" TSP, que procede como sigue: los residuos de la regresión ordinaria se someten a un análisis de identificación mediante el examen de las funciones de autocorrelación simple y parcial. Una vez identificados, se incluye la correspondiente estructura ARMA dentro de la regresión. A partir de ese momento, el programa procede a la

SECTOR	α_j	β_j	π_j	μ_j	R^2	Q
11	,005 (,530)	,111 (,436)	,219 (1,690)	,621 (2,273)	,25	8,9
13	,010 (2,465)	,101 (3,025)	,143 (4,632)	,634 (3,574)	,71	5,7
14	,016 (2,595)	,409 (4,394)	,130 (1,791)	,796 (1,819)	,58	3,5
15	,013 (2,450)	,149 (2,354)	,082 (1,553)	,743 (1,938)	,21	6,0
17	,010 (2,110)	,144 (2,380)	,091 (2,795)	,650 (2,083)	,56	8,2
18	,005 (,890)	,133 (2,508)	,069 (1,795)	,438 (2,854)	,48	7,9
19	-,003 (-,535)	,354 (2,240)	,212 (3,967)	,625 (3,114)	,61	4,3
20	,010 (2,791)	,146 (1,868)	,268 (5,314)	,767 (2,107)	,73	8,0
21	-,0001 (-,020)	,255 (2,002)	,170 (3,235)	,620 (2,659)	,49	10,8
22	,0003 (,077)	,182 (2,214)	,161 (3,112)	,527 (3,325)	,57	7,0
23	,015 (1,978)	,307 (2,290)	,062 (2,383)	,796 (,886)	,27	9,5
24	,011 (2,872)	,237 (4,057)	,103 (2,899)	,758 (2,000)	,51	9,0
25	,016 (2,144)	,147 (2,213)	,091 (2,342)	,757 (1,597)	,17	9,5
27	,013 (2,314)	,042 (,445)	,177 (3,101)	,869 (,883)	,21	8,9
28	,009 (2,250)	,290 (3,232)	,055 (2,271)	,675 (2,228)	,51	4,2
33	,011 (2,556)	,128 (2,823)	,081 (3,603)	,615 (2,552)	,45	5,1
34	,008 (1,297)	,098 (2,465)	,067 (2,257)	,722 (1,839)	,57	6,6
36	,017 (2,879)	,102 (1,105)	,029 (2,067)	,706 (1,917)	,15	7,9
37	-,005 (-,235)	,092 (1,807)	-,004 (-,496)	,763 (1,345)	,75	3,5
39	,001 (,176)	,124 (4,622)	,027 (1,390)	,209 (6,284)	,46	7,2

SECTOR	α_j	β_j	π_j	μ_j	R^2	Q
46	,007 (1,239)	,267 (3,974)	,030 (1,973)	,758 (1,434)	,48	10,6
48	,002 (,375)	,496 (4,488)	,241 (2,741)	,845 (1,256)	,52	6,5
49	,009 (1,547)	,201 (2,652)	,309 (3,513)	,961 (,229)	,49	4,5
50	,008 (1,682)	,106 (2,020)	,041 (1,712)	,546 (3,093)	,33	5,7
53	,002 (,318)	,177 (2,020)	,234 (3,376)	,541 (2,674)	,33	6,4
55	,002 (,403)	,161 (2,893)	,021 (,810)	,304 (5,335)	,49	6,3
56	,0005 (,135)	,152 (2,130)	,071 (2,012)	,249 (6,493)	,66	7,7
62	,008 (1,066)	,209 (2,088)	,396 (5,295)	1,011 (-,068)	,69	9,0
63	-,002 (-,133)	,274 (3,199)	,064 (,868)	,304 (2,336)	,27	6,3
65	,007 (2,333)	,031 (,775)	,067 (2,213)	,482 (4,554)	,64	2,7
66	,008 (1,264)	,264 (2,459)	,072 (1,801)	,663 (2,347)	,25	5,4
68	,002 (,262)	,112 (1,474)	,080 (2,539)	,450 (4,304)	,62	4,5
69	,001 (,417)	,177 (2,594)	,069 (2,490)	,322 (7,109)	,71	5,5
70	,019 (2,866)	,228 (2,291)	,033 (1,241)	,778 (1,613)	,28	4,4
71	,005 (,930)	,164 (2,331)	,135 (3,428)	,528 (4,223)	,47	6,9
76	,007 (1,137)	,134 (2,952)	,017 (,448)	,488 (2,458)	,36	6,3
77	,005 (1,191)	,190 (3,526)	,009 (,302)	,563 (2,597)	,21	5,7
82	,014 (2,324)	,100 (1,821)	,054 (1,439)	,599 (2,643)	,31	7,9
83	,015 (2,491)	,108 (1,452)	,026 (,744)	,572 (2,642)	,22	7,8
84	,002 (,636)	,263 (3,458)	,156 (2,347)	,608 (3,346)	,57	7,6

Por otra parte, en algunos sectores se retrasaron las variables de coste y demanda para obtener mejores resultados. Estos retrasos tienen en cuenta que la percepción de los cambios en ambas variables no es necesariamente instantánea en todos los sectores, aunque, puesto que los datos son medias trimestrales de datos mensuales, tampoco es de esperar que tales retrasos se den en todos los casos¹². Los resultados de las estimaciones se presentan en el Cuadro 1¹³.

En general, no puede afirmarse que existan retrasos sustanciales, en la repercusión sobre los precios de los cambios en la demanda o en los costes. El valor medio de μ es de 0.622, lo que significa que casi dos tercios del incremento total de precios, se lleva a cabo dentro del primer trimestre.

Sin embargo, existe una fuerte disparidad de valores. Así, en cuatro industrias no se aprecian retrasos importantes, al no ser μ significativamente distinto de uno, ni siquiera al 80%. Se trata de la 23 (Abonos y plaguicidas), la 27 (Productos farmacéuticos), la 48 (Mataderos e industrias cárnicas) y la 49 (Industrias lácteas)¹⁴. En otras dos, en cambio, menos del 30% del cambio total en el precio, se lleva a cabo durante el primer trimestre. Se trata de la 39 (Maquinaria y material eléctrico) y de la 56 (Productos de alimentación animal).

El valor medio de μ , por otra parte, es muy similar al obtenido en Domberger (1979), que es de 0.604. Sin embargo, los coeficientes β de su trabajo son sensiblemente superiores a los de éste, lo que indica que las industrias por él utilizadas, repercutieron los incrementos de costes sobre los precios en mayor medida que las que estamos empleando en este estudio.

estimación conjunta de todos los parámetros del modelo, incluidos los parámetros de la estructura autorregresiva y de media móvil. Los nuevos residuos son, a su vez, analizados como antes, procediéndose a las transformaciones oportunas hasta que se obtiene un ruido blanco. A este respecto, puede consultarse Otero (1989, cap. 8).

12. En concreto, la variable de costes se retrasó un periodo en cinco sectores (36, 50, 66, 71 y 76) y dos en otros tres (46, 63 y 77). Con la demanda, los mejores resultados se consiguieron cuando se retrasó un periodo en cuatro sectores (25, 36, 50 y 55) y dos en otros cinco (911, 17, 33, 39 y 56). En el resto de los casos, las variables C_t y D_t no figuran retrasadas.

13. Entre paréntesis se presentan los valores del estadístico "t". El correspondiente a μ es, en realidad, el obtenido para $(1-\mu)$ en (7), por lo que cuando indica que este parámetro no es distinto de cero, implica un valor de μ no significativamente distinto de 1. Los valores del R^2 corresponden al coeficiente de determinación corregido, mientras que Q se refiere al estadístico de Box-Pierce para los doce primeros retardos. El valor de este estadístico permite rechazar la existencia de autocorrelación al 95% en todos los casos.

14. En ninguno de ellas, además, se obtuvieron buenos resultados con las variables de coste y de demanda retrasadas.

Parte de esta diferencia de resultados puede deberse a que Domberger no emplea ninguna variable que recoja el efecto de la demanda. Otra parte, a que su periodo de estudio (1963-74), coincide con un crecimiento de la demanda agregada y, posiblemente, ésto provoque expectativas inflacionistas. En cambio, nuestro periodo de estudio es de estancamiento, en general.

Por lo que se refiere a la estimación de (8), hay que señalar que además de las variables mencionadas en el apartado anterior, se utilizó una "dummy" que toma el valor 1 para los sectores en reconversión y 0 para los demás¹⁵. La estimación por mínimos cuadrados ordinarios mostró que tres sectores presentaban residuos superiores a dos veces la desviación estándar, por lo que, en una segunda etapa se repitió la estimación utilizando otra variable "dummy" para estas industrias. Los resultados, utilizando los cuarenta sectores, fueron los siguientes¹⁶:

$$\begin{aligned} \mu = & .517 + .0003 \cdot CR10 + .125 \cdot ICOR + .146 \cdot VEX - \\ & (.62) \quad (.24) \quad (.17) \quad (.04) \\ & - .121 \cdot DPM - 0.42 \cdot DR - .350 \cdot D39 + .408 \cdot D49 + \\ & (-.29) \quad (-.61) \quad (-2.09) \quad (2.54) \\ & + 0.371 \cdot D62 \\ & (2.31) \\ R^2 = & .31; \quad F = 3.17 \end{aligned} \quad (10a)$$

15. La elección de los sectores en reconversión industrial durante el período se tomó de Jaumandreu y Mato (1986).

16. El significado de las variables es el siguiente:

CR10 = coeficiente de concentración.

ICOR = intensidad de capital.

VEX = variación de existencias.

DPM = "dummy" representativa del periodo de maduración.

DR = "dummy" representativa de la reconversión industrial.

D39, D49 y D62 son las "dummies" que representan a los sectores con residuos atípicos.

Puede observarse que, exceptuando las "dummies" de los sectores con residuos elevados, solamente el coeficiente del ICOR es estadísticamente significativo. Los valores del estadístico "t" para el resto de las variables son muy pequeños y la variación de existencias, ni siquiera tiene el signo esperado.

Si repetimos la estimación eliminando las variables cuyo efecto no es significativo, obtenemos:

$$\mu = .515 + .128 \cdot INV - .383 \cdot D39 + .418 \cdot D49 + .389 \cdot D62$$

$$(11.7) \quad (2.65) \quad (-2.58) \quad (2.78) \quad (2.63)$$

$$R^2 = 0.38; \quad F = 6.91 \quad (10b)$$

Como puede apreciarse, se mantienen los valores anteriores, aunque el ajuste mejora ligeramente, ya que se incrementan los valores de R^2 y F.

A los resultados anteriores se les puede objetar el hecho de que algunas de las estimaciones presentadas en el Cuadro 1, tienen un poder explicativo muy bajo. En efecto, los coeficientes de determinación presentados en este cuadro, en algunos casos son inferiores a 0.20, lo que significa que, ni siquiera el veinte por ciento de la varianza total del precio, es explicada por las variables independientes.

Ello indica que, tal vez, el modelo de ajuste parcial no es adecuado para explicar con fidelidad el comportamiento de los precios en estas industrias¹⁷. Por ello, hemos repetido la estimación de (8), eliminando las industrias con menores valores de R^2 en el Cuadro 1.

Así, cuando se utilizan las industrias con R^2 superior a 0.40, los resultados de las estimaciones, son:

$$\mu = .465 + .001 \cdot CR10 + .120 \cdot ICOR + 3.394 \cdot VEX -$$

$$(4.49) \quad (.35) \quad (1.78) \quad (.64)$$

$$- .088 \cdot DPM - .215 \cdot DR + .417 \cdot D49 + .365 \cdot D62$$

$$(-.83) \quad (-2.39) \quad (2.47) \quad (2.15)$$

$$R^2 = .42; \quad F = 3.45 \quad (11a)$$

17. Sin embargo, con otras estructuras de retardos (Koyck y Almon, principalmente), los ajustes fueron todavía más insatisfactorios.

$$\mu = .525 + .117 \cdot \text{ICOR} - .179 \cdot \text{DR} + .411 \cdot \text{D49} + .389 \cdot \text{D62}$$

(8.65) (2.08) (-2.29) (2.57) (2.50)

$$R^2 = .47; \quad F = 6.34 \quad (11b)$$

Como es normal, los resultados mejoran en términos del R^2 y del estadístico F. Puede observarse que el grado de intensidad de capital sigue teniendo una influencia positiva sobre la velocidad del ajuste. Por otro lado, la "dummy" que representa a los sectores en reconversión se hace significativa, lo que implica que los sectores en reconversión han cambiado sus precios de manera más lenta que el resto¹⁸.

Todas las estimaciones presentadas en este apartado se sometieron al Test de White¹⁹. Dicho test permitió rechazar la hipótesis de heteroscedasticidad en todos los casos, si bien hay que señalar que cuando se emplean sólo las industrias con R^2 superior a 0.40, el tamaño de la muestra puede ser insuficiente para la correcta aplicabilidad del test.

CONCLUSIONES

Las conclusiones más relevantes que pueden extraerse de los resultados anteriores, son las siguientes:

Los precios en la industria española han respondido con relativa rapidez a los cambios en las condiciones del mercado. En promedio, casi dos tercios del incremento total del precio, se lleva a cabo dentro del período en que dicho cambio se produce. No obstante, algunos sectores presentan retrasos significativos.

18. En cambio, la "dummy" representativa del sector 39 deja de ser significativa, ya que el residuo está dentro de los límites. Este resultado puede deberse a que esta industria se encuentra incluida entre las sometidas a reconversión industrial durante este periodo y, por tanto, la significatividad de esta variable puede afectar a la del sector.

19. El test de White consiste en efectuar la regresión de los residuos estimados al cuadrado sobre los productos cruzados de las variables explicativas (exceptuando las "dummies"). Si T es el tamaño de la muestra y R^2 el coeficiente de determinación corregido de esta regresión, entonces el estadístico TR^2 se distribuye según una Chi cuadrado con " m " grados de libertad (donde " m " es el número de regresores de esta regresión auxiliar). Puede consultarse en Uriel (1990, cap. 10).

La concentración industrial, al parecer, no tuvo influencia alguna, ni positiva ni negativa, sobre la rapidez con que cambiaron los precios en la industria española durante el periodo 1978-84²⁰.

La velocidad de los ajustes de precios, se explica, principalmente, por la inversión en capital fijo que realizaron las empresas. La necesidad de reducir el coste real de uso del capital, es la causa de que los cambios de precios sean más rápidos²¹.

La evidencia de que disponemos no permite precisar el efecto de las demás variables²². En todo caso, la reconversión industrial parece haber influido negativamente en la velocidad del ajuste.

De cara a la efectividad de las políticas antiinflacionistas, puede concluirse que, en primer lugar, la estructura industrial no parece constituir un problema para dicha efectividad, dado que el ajuste es relativamente rápido y la concentración industrial no parece retardarlo. En segundo lugar, el importante papel desempeñado por la intensidad de capital en el ajuste de los precios es indicativo de que políticas restrictivas que provoquen elevaciones importantes de los tipos de interés, pueden tener efectos contraproducentes, al menos a corto plazo, puesto que la necesidad de reducir el coste de uso del capital puede provocar incrementos de precios.

20. En el trabajo de Domberger se encuentra una relación positiva entre velocidad del ajuste y concentración, lo que le permite afirmar que la concentración es, en parte, responsable de la inflación (ver Domberger (1979, pp. 107-108). Como ya hemos indicado, la diferencia entre los resultados de Domberger y los nuestros, puede deberse a que los periodos de estudio son sustancialmente diferentes (crecimiento real e inflación crecientes en Domberger (1979), y estancamiento con inflación que cede lentamente, en nuestro caso), y a que las variables explicativas empleadas no son las mismas. Por otro lado, en Berenguer y Duarte (1990) se detecta una relación significativa entre concentración y velocidad del ajuste. Sin embargo, aunque el trabajo es similar al realizado aquí, las comparaciones son difíciles, ya que ni el período analizado, ni las variables utilizadas, ni el nivel de agregación son los mismos.

21. El importante papel desempeñado por el ICOR en el ajuste de precios puede interpretarse también de otra forma. Es posible que las empresas que han necesitado invertir más, hayan tenido menos excesos de capacidad que el resto. Aquellas que disponen de capacidad excedente, pueden afrontar incrementos de demanda sin tener que repercutirlos inmediatamente sobre los precios.

22. En algunos casos esto puede deberse a defectos de medición de estas variables, como ocurre con la "dummy" que representa el período de maduración.

ANEXO: SECTORES DE LA ENCUESTA INDUSTRIAL UTILIZADOS

Nº SECTOR DENOMINACIÓN

11 Producción y primera transformación de metales no férreos.

13 Materiales de construcción en tierra cocida.

14 Cementos, cales y yesos.

15 Hormigón y derivados del cemento.

17 Vidrio y sus manufacturas.

18 Productos cerámicos.

19 Petroquímica y química orgánica.

20 Química inorgánica.

21 Materias plásticas y caucho.

22 Fibras artificiales y sintéticas.

23 Abonos y plaguicidas.

24 Pinturas, barnices y tintas.

25 Aceites esenciales y aromas.

27 Productos farmacéuticos.

28 Jabones, detergentes y perfumería.

33 Carpintería metálica, estructuras y calderería.

34 Artículos metálicos.

36 Maquinaria agrícola.

37 Maquinaria industrial.

39 Maquinaria y material eléctrico.

46 Instrumentos de precisión, óptica y similares.

48 Mataderos e industrias cárnicas.

49 Industrias lácteas.

50 Conservas vegetales.

53 Pan, bollería, pastelería y galletas.

55 Cacao, chocolate y productos de confitería.

56 Productos de alimentación animal.

62 Cerveza.

63 Bebidas analcohólicas.

65 Preparación, hilado y tejido.

66 Géneros de punto.

68 Alfombras y otros.

69 Curtidos.

70 Cuero.

71 Calzado.

76 Industria de la madera.

77 Industria del corcho.

82 Artes gráficas y edición.

83 Transformación del caucho.

84 Transformación de materias plásticas.

BIBLIOGRAFÍA

- BERENGUER, J. y DUARTE, A. (1990): "La velocidad del ajuste en el proceso de formación de los precios industriales". *Cuadernos de Ciencias Económicas y Empresariales*; nº extra, pp. 31-43.
- COWLING, K. y WATERSON, M. (1976): "Price-Cost Margins and Market Structure". *Económica*; vol. 43, pp. 267-274.
- DOMBERGER, S. (1979): "Price Adjustment and Market Structure". *The Economic Journal*; vol. 89, pp. 96-108.
- DOMBERGER, S. (1983): *Industrial Structure, Pricing and Inflation*. Martin Robertson, Oxford.
- GODLEY, W. y NORDHAUS, W. (1972): "Pricing in the Trade Cycle". *The Economic Journal*, vol. 82, pp. 853-882.
- GORDON, R. (1981): "Output Fluctuations and Gradual Price Adjustment". *Journal of Economic Literature*, vol. 19, pp. 493-530.
- HOLTHAUSEN, D. (1979): "Kinky Demand, Risk Aversion and Price Leadership". *International Economic Review*, vol. 20, pp. 341-348.
- JAUMANDREU, J. y MATO, G. (1986): "Concentración y márgenes precio-coste en la industria española. 1978-92". Doc. de trabajo nº 8065; Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública. (Resumen de *Investigaciones Económicas*; suplemento, 1987; pp. 41-46).
- OTERO, J. (1989): *Modelos econométricos y predicción de series temporales*. Ed. AC, Madrid.
- URIEL, E.; CONTRERAS, D.; MOLTO, M. y PEIRO, A. (1990): *Econometría. El modelo lineal*. Ed. AC, Madrid.